

محاضرات الدفتر

القسم: الرياضيات السنة: الثالثة المادة: نظرية الاحتمالات المحاضرة: 4 - نظرية

الصفات العددية للمتغير العشوائي:

ومن أهم الصفات العددية:

1) التوقع الرياضي (القيمة المتوسطة) وتطبيقات القيمة المتوسطة.

2) التوزيع التوقع الرياضي.

إذا كان X متغير عشوائي له توزيع احتمالي قد يكون متقطع وقد يكون مستمر

$P_X(x)$ متقطع، و $f_X(x)$ مستمر، وكانت الدالة $g(x)$ دالة بهذا

المتغير، والتي نطلب دور متغير عشوائي Y تابع لـ X عندئذ بالتوزيع

التوقع الرياضي لهذا المتغير العشوائي كما الشكل:

$$E[g(x)] = \begin{cases} \sum_x g(x) P_X(x) & , \quad X \text{ متقطع} \\ \int_{-\infty}^{+\infty} g(x) f_X(x) dx & , \quad X \text{ مستمر} \end{cases}$$

ويكون هذا التوقع موجود إذا كانت كل من X المتقطع والتكامل متقارب،

وفي الحالة التي يكون فيها المتكامل متقارب والتكامل متقارب عندئذ نقول عن

التوقع الرياضي غير موجود (كل متقارب مطلقاً متقارب متقارب) موجود

مثال: نعرف X متغير عشوائي:

$$P_X(x) = \left(\frac{1}{3}\right)^{x+1} \quad , \quad x = 0, 1, 2, \dots$$

هل التوزيع الرياضي $E(X)$ موجود؟

$$E\left(\frac{1}{3}\right) = \sum_{x=0}^{\infty} x \left(\frac{1}{3}\right)^{x+1} = \frac{1}{2} \sum_{x=0}^{\infty} \left(\frac{2}{3}\right)^x$$

وبالمثل خطوات السابقة نجد قيم أكبر من الواحد وهو متقارب لذلك نصل

بمجموعه من سلسلة هندسية أساساً أكبر من الواحد.

مثال (2): أوجد $E(X)$ متغير عشوائي له توزيع احتمالي

$$\begin{cases} f(x) = e^{-x} & , \quad x > 0 \\ f(x) = 0 & , \quad \text{خلاف ذلك} \end{cases}$$

هل التوقع: (موجود) $E(e^x)$ (موجود)

2) $E(x^k)$ (موجود)

محاضرات الدفتر

المادة :

المادة :

السنة :

القسم :

الحل :

$$E e^x = \int_0^{\infty} x \cdot e^{-x} dx = \int_0^{\infty} 1 dx$$

وهذا التكامل غير صحيح (متناهي) وبالتالي لا يوجد توقع رياضي لـ $E e^x$

$$E x^5 = \int_0^{\infty} x^5 e^{-x} dx = \Gamma(6) = 5! = 120$$

$$\Gamma(\lambda) = \int_0^{\infty} x^{\lambda-1} e^{-x} dx \Rightarrow E x^5 = \int_0^{\infty} x^{6-1} e^{-x} dx = \Gamma(6) = 5!$$

ملاحظة :

أي أن $\Gamma(\lambda)$ هو تكامل غاما في هذه المنطقة غير صحيحة

$$\Gamma(1) = 1 \text{ و } \Gamma(\lambda+1) = \lambda \cdot \Gamma(\lambda) = \sqrt{\pi}$$

والتوزيع الباقية للتوقع الرياضي لـ $g(x)$ إذا فرضنا $g(x) = x$ عند نقطة
مع التوقع الرياضي للمتغير x ويكون التوقع الرياضي موجودا إذا كانت التكامل
والمجموع موجودا

خصائص التوقع الرياضي :

(1) ونفرض أن التوقع الرياضي $E g(x)$ موجود عند نقطة نفقته الخصائص التالية
إذا $g(x) = k$ أي التوقع الرياضي لثابت يساوي
ذلك الثابت

$$E_k = \int_{-\infty}^{\infty} k P(x) dx = k \int_{-\infty}^{\infty} P(x) dx = k(1) = k$$

$$E_k = \sum_x k P(x) = k \sum_x P(x) = k(1) = k$$

$$E(k g(x)) = k E g(x) \quad (2)$$

$$E(k g(x)) = \sum_x k g(x) P(x) = k \sum_x g(x) P(x) = k E g(x)$$

(3) متاهلة أي عددية حقيقيين a, b يكون لدينا :

$$E(a g(x) + b) = a E g(x) + b$$

لنصل حالة الدفتر

$$E(a g(x) + b) = \int_{-\infty}^{\infty} [a g(x) + b] P(x) dx$$

$$= a \int_{-\infty}^{\infty} g(x) P(x) dx + b \int_{-\infty}^{\infty} P(x) dx = a E g(x) + b$$

محاضرات الدفتر

القسم : السنة : المادة : المحاضرة :

عندئذ

$$\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1$$

كذلك $f(x)$ دالة كثافة

(2) إذا كانت التوقع $g_1(x)$ ، $g_2(x)$ ، $g_3(x)$ موجودة عندئذ :

$$E\left(\sum_{i=1}^n g_i(x)\right) = \sum_{i=1}^n E g_i(x)$$

مثال :

أمثلة لاستيف عشوائي لدالة كثافة احتمالية مسطحة الشكل

$$f(x) = \begin{cases} 4e^{-4x} & , x > 0 \\ 0 & \text{كل شيء آخر} \end{cases}$$

و المطلوب :

(1) أوجد $E x$ ، $E x^2$ ، $E x^3$

(2) ما هو التوقع الرياضي لـ $E(3x^3 + 2x^2 + 4x + 3)$

الحل :

$$E x = \int_0^{\infty} x f(x) dx = 4 \int_0^{\infty} x e^{-4x} dx$$

دعنا نأخذ أبعاد التكامل نرى التحويل التالي

$$4x = t \Rightarrow x = \frac{t}{4} \Rightarrow dx = \frac{dt}{4}$$

$$= 4 \int_0^{\infty} \frac{t}{4} e^{-t} \frac{dt}{4} = \frac{1}{4} \int_0^{\infty} t e^{-t} dt = \frac{1}{4} (1) = \frac{1}{4}$$

بما أن هذا هو التوقع الرياضي

$$E x^2 = 4 \int_0^{\infty} x^2 e^{-4x} dx$$

$$= 4 \int_0^{\infty} \frac{t^2}{16} e^{-t} \frac{dt}{4} = \frac{1}{16} \int_0^{\infty} t^2 e^{-t} dt \frac{dt}{4} = \frac{1}{8}$$

$$E x^3 = \frac{1}{64} \int_0^{\infty} t^{3-1} e^{-t} dt = \frac{1}{64} (3!) = \frac{6}{64}$$

$$\begin{aligned} (2) \quad E(3x^3 + 2x^2 + 4x + 3) &= 3 E x^3 + 2 E x^2 + 4 E x + 3 \\ &= 3\left(\frac{6}{64}\right) + 2\left(\frac{1}{8}\right) + 4\left(\frac{1}{4}\right) + 3 \end{aligned}$$

محاضرات الدفتر

المحاضرة

المادة

السنة

القسم

ملاحظة: من أهم تطبيقات التوزيع الرياضي العزم وهذه العزم لها ثلاثة أنواع: 1. العزم اللامركزي من المراتبة r لـ x حول نقطة معلومة إذا كانت x متغير عشوائي له توزيع احتمالي قد يكون مستطع وقد يكون مستمر عند x العزم اللامركزي حول نقطة بالترتيب r حول نقطة بالمعادلة:

$$E(x-b)^r = \sum_{-\infty}^{+\infty} (x-b)^r P_r(x)$$

"لا مستمر" $E(x-b)^r = \int_{-\infty}^{+\infty} (x-b)^r f(x) dx$

وهذا العزم يكون موجودا إذا كانت كل من المتكاملات μ والكامل موجودا. 2. العزم المركزي لـ x من المراتبة r حول $E(x)$ العزم المركزي من المراتبة r لـ x من العزم اللامركزي تبديله $b = E(x)$

$$E(x - E(x))^r = \sum_{-\infty}^{+\infty} (x - E(x))^r P_r(x)$$

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} (x - E(x))^r f(x) dx$$

3. العزم التفاضلي من المراتبة r

مطلوب: العزم التفاضلي من المراتبة r العزم اللامركزي من المراتبة r إذا $b = 0$ أي تبديله العزم

$$\sum_{-\infty}^{+\infty} x^r P_r(x)$$

"مركزي" $E x^r = \int_{-\infty}^{+\infty} x^r f(x) dx$

ملاحظة: إذا أخذنا $r=3$ عزم العزم اللامركزي تبديله $b = E(x)$ لدينا $E(x-b)^3$ حول x لـ x من المراتبة 3 لـ x أي:

$$E(x-b)^3 = E(x^3 - 3bx^2 + 3b^2x - b^3) \\ = E(x^3) - 3bE(x^2) + 3b^2E(x) - b^3$$

العزم اللامركزي من المراتبة الثانية يعطينا بدلالة عزم r المتتالية من المراتبة 3 وأدنى r يكون العزم المركزي من مرتبة معلومة يعطينا بدلالة العزم التفاضلي من نفس المراتبة وأدنى r وذلك لأن:

$$E(x - E(x))^3 = E(x^3 - 3x^2 E(x) + 3x(E(x))^2 - (E(x))^3) \\ = E(x^3) - 3E(x)E(x^2) + 3(E(x))^2 E(x) - (E(x))^3 \\ = E(x^3) - 3E(x)E(x^2) + 3(E(x))^3 - (E(x))^3$$

محاضرات الدفتر

القسم

المادة

المحاضرة

مثال: اعرض X متغير عشوائي له توزيع احتمالي يعطى بالشكل:

$$P_{X(n)} = e^{-\lambda} \cdot \frac{\lambda^n}{n!} \quad n = 0, 1, 2, \dots$$

$$E_n = \sum_{n=0}^{\infty} n \cdot P_{X(n)} = \sum_{n=0}^{\infty} n \cdot e^{-\lambda} \cdot \frac{\lambda^n}{n!}$$

(2) ايجاد العزم اللاجوري في هذه الحالة $n=1$ و ايجاد العزم المركزي في المرتبة الثانية

$$\begin{aligned} 1) E_n &= \sum_{n=0}^{\infty} n \cdot e^{-\lambda} \cdot \frac{\lambda^n}{n!} = e^{-\lambda} \sum_{n=1}^{\infty} n \cdot \frac{\lambda^n}{n!} = e^{-\lambda} \sum_{n=1}^{\infty} \frac{\lambda^n}{(n-1)!} \\ &= e^{-\lambda} \cdot \lambda \sum_{n=1}^{\infty} \frac{\lambda^{n-1}}{(n-1)!} \end{aligned}$$

$$E_n = e^{-\lambda} \cdot \lambda \sum_{n=1}^{\infty} \frac{\lambda^{n-1}}{(n-1)!} \quad \text{ولنغير التسمية التالية}$$

$$E_n = e^{-\lambda} \cdot \lambda \cdot e^{\lambda} = \lambda \quad \text{حيث } \sum_{n=0}^{\infty} \frac{\lambda^n}{n!} = e^{\lambda}$$

$$E_n^2 = E_{n(n-1)} + E_n \quad \text{ولنوجد } E_{n(n-1)}$$

$$\begin{aligned} E_{n(n-1)} &= e^{-\lambda} \sum_{n=0}^{\infty} n(n-1) \cdot \frac{\lambda^n}{n!} = e^{-\lambda} \sum_{n=2}^{\infty} \frac{\lambda^n}{(n-2)!} \\ &= e^{-\lambda} \cdot \lambda^2 \sum_{n=2}^{\infty} \frac{\lambda^{n-2}}{(n-2)!} = e^{-\lambda} \cdot \lambda^2 \cdot e^{\lambda} = \lambda^2 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} 2) E(n-1)^2 &= E(n^2 - 2n + 1) = E(n^2) - 2E(n) + 1 \\ &= (\lambda^2 + \lambda) - 2\lambda + 1 \end{aligned}$$

ملاحظة: طلب العزم المركزي في المرتبة الثانية

$$\begin{aligned} E(n - E(n))^2 &= E(n^2 - 2nE(n) + (E(n))^2) \\ &= E(n^2) - 2(E(n))^2 + (E(n))^2 = E(n^2) - (E(n))^2 \\ &= \lambda^2 + \lambda - \lambda^2 = \lambda \end{aligned}$$

محاضرات الدفتر

المحاضرة :

المادة :

السنة :

القسم :

يعتبر التباين لمقياس عشوائي التباين لمقياس عشوائي مثل التوزيع المركزي منه
المرتبة الثانية له أعيا إذا كان التباين المتغير $V(x)$ عند x

$$V(x) = E(x^2) - (E(x))^2$$

ومن أهم خصائص التباين لمقياس عشوائي

(1) إذا $V(x) = 0$ أي أنه لا يوجد التباين $V(x) = 0$ أي أنه لا يوجد التباين $x = k$

$$V(kx) = k^2 V(x)$$

$$V(ax+b) = a^2 V(x)$$

لأنه خصائص التباين لمقياس عشوائي التباين لمقياس عشوائي التباين لمقياس عشوائي

يعتبر التباين المقياس لمقياس عشوائي $V(x)$

إذا وجد تباين لمقياس عشوائي $V(x)$ ولكي $V(x) = 0$ عند $x = k$ بالتوزيع التباين
المقياس له وهو الحد الذي يسمي للتباين $V(x) = 0$

يعتبر التباين المقياس لمقياس عشوائي

إذا وجد تباين التباين $V(x) = 0$ عند $x = k$ بالتوزيع التباين (الدرجة)

المقياس له وهو الحد الذي يسمي للتباين $V(x) = 0$ عند $x = k$ بالتوزيع التباين (الدرجة)

وبنظر $Z = \frac{x - \mu}{\sigma}$ أي $Z = \frac{x - \mu}{\sigma}$

$$V(Z) = 1$$

$$E(Z) = \frac{1}{\sigma} E(x - \mu) = \frac{1}{\sigma} (E(x) - \mu) = \frac{1}{\sigma} (\mu - \mu) = 0$$

$$\psi(Z) = \frac{1}{\sigma} (V(x)) = \frac{1}{\sigma} \sigma^2 = \sigma$$